# بررسی توابع واکنش بانک مرکزی با استفاده از قاعده تیلور

**کیومرث سهیلی**[1]
*دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی*
**شهرام فتاحی**[2]
*دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی*
**مهناز سرخوندی**[3]
*کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه رازی*

تاریخ دریافت: 1393/1/29 تاریخ پذیرش: 1396/4/20

## چکیده

بحث سیاست‌گذاری پولی قاعده‌مند در مقابل سیاست‌گذاری پولی صلاحدیدی از مهم‌ترین مباحث سیاست‌گذاری پولی به‌حساب می‌آید. اگر سیاست‌های پولی به صورت صلاحدیدی اجرا شوند، مقامات بانک مرکزی در شرایط مختلف اقتصادی و با توجه به وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی، به صلاحدید خود واکنش نشان می‌دهند؛ اما اگر سیاست‌های پولی به صورت قاعده-مند اجرا شوند، عکس‌العمل مقامات پولی نسبت به نوسانات اقتصادی بر اساس نظریه‌های اقتصادی و قواعد پولی منطبق بر آن‌ها، خواهد بود. بررسی میزان قاعده‌مند بودن یا صلاحدیدی بودن سیاست‌های پولی از اهمیت خاصی برخوردار است. به همین دلیل، در این مقاله میزان قاعده‌مند بودن یا صلاحدیدی بودن سیاست‌های پولی بانک مرکزی ایران بررسی شده است. یکی از قواعد پولی که در این مقاله به‌کارگیری آن برای ایران مورد آزمون قرار گرفته است، قاعده پولی تیلور و قاعده پولی تیلور تعمیم یافته است. قاعدۀ پولی تیلور و قاعدۀ پولی تیلورِ تعمیم یافته معروف‌ترین تصریح تابع عکس‌العمل در ادبیات اقتصادی

---

. ΘKШЂČKÕǫ ğÑlѣǫ qsoheily@yahoo.com

2- sh_fatahi@yahoo.com
3- m.sorkhvandi@yahoo.com
DOI: 10.22067/pm.v24i14.34161

هستند. بر اساس قاعدهٔ تیلور و تیلور تعمیم یافته، مقامات پولی نسبت به انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف، از طریق تغییر در نرخ بهرهٔ اسمی، به‌عنوان نوعی ابزار سیاستی عکس‌العمل نشان می‌دهند. شایان ذکر است که در این مقاله به دلیل حاکمیت سیستم بانکداری بدون ربا در ایران و به دلیل اینکه بانک مرکزی ایران پایه پولی را به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی اعلام می‌کند، به جای استفاده از نرخ بهره از نرخ رشد پایه پولی استفاده شده است.

دو مدل مختلف با بهره‌گیری از داده‌های دوره زمانی 1353-1392 بر اساس روش رگرسیون معمولی برآورد شدند. نتایج به دست آمده از تخمین معادلات مربوط به واکنش بانک مرکزی در مدل‌ها، نشان داد که واکنش بانک مرکزی نسبت به متغیر شکاف تولید مبتنی بر قاعده ولی نسبت به متغیر انحراف از تورم مبتنی بر صلاحدید است.

**کلیدواژه‌ها:** سیاست پولی قاعده‌مند، سیاست پولی صلاحدیدی، توابع واکنش، تورم هدف، تولید بالقوه.
**طبقه‌بندی JEL:** C19, E52, E58

## 1. مقدمه

مقامات پولی معمولاً با استفاده از سیاست‌های پولی، نسبت به انحراف تولید از تولید بالقوه و همچنین نسبت به انحراف تورم از تورم هدف، از خود واکنش نشان می‌دهند. واکنش سیاست‌گذاران پولی نسبت به انحراف از تولید بالقوه و انحراف از تورم هدف، ممکن است بر اساس قواعد پولی ازجمله قاعده تیلور[1] باشد. در سیاست‌گذاری بر اساس قاعده تیلور، جهت حرکت بلندمدت سیاست‌های پولی، بر اساس این قاعده پولی تعیین می‌شود. البته سیاست‌گذاران پولی بعضاً در مواجهه با شوک‌های پیش‌بینی نشده، فراتر از قواعد پولی و بر اساس صلاحدید، واکنش‌هایی را از خود نشان می‌دهند. بررسی تابع واکنش بانک مرکزی برای مشخص کردن میزان قاعده‌مندی رفتار سیاست‌گذاران پولی، همواره مد نظر پژوهش‌گران بوده است. در این راستا، در این مقاله تابع واکنش بانک مرکزی ایران با استفاده از داده‌های دورهٔ 1353-1392 برآورد و میزان انطباق آن با قاعده تیلور و تعمیم تیلور بررسی می‌گردد.

پیشینه تحقیق، مبانی نظری، معرفی و برآورد مدل و نهایتاً نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی؛

---

1- Taylor Rule

عناوینی هستند که در ادامه این مقاله، به آن‌ها پرداخته خواهد شد.

## 2. پیشینه تحقیق

در خصوص توابع واکنش بانک مرکزی با استفاده از قاعده تیلور در مدل‌های با هموارسازی و بدون هموارسازی رشد حجم پول، مطالعاتی در داخل و خارج از کشور انجام شده است. در این قسمت، به اختصار به بعضی از این مطالعات اشاره می‌شود.

دولادو، دولورس و مورسیا (Dolado, Dolores & Murcia, 2002)، قواعد سیاست پولی بهینه را برای ایالت متحده امریکا در شرایط عدم اطمینان به صورت توابع غیرخطی، استخراج کرد.

بال و کروشور (Ball & Croushore, 2003)، میزان توانایی و قابلیت سیاست پولی پیش-بینی شده را بر روی مقادیر واقعی و انتظاری متغیرهای تولید و تورم، مورد مطالعه قرار داد. نتایج پژوهش بال با بهره‌گیری از داده‌های مربوط به تغییر در ذخایر واقعی بانک فدرال امریکا در طول دوره 1968-1995، نشان داد که شوک‌های سیاستی تولید واقعی را بیشتر از تولید انتظاری متأثر می‌سازند.

کوتنر و پوسن (Kuttner & Posen, 2004)، رابطهٔ میان قاعدهٔ تیلور و سیاست‌های پولی را در کشور ژاپن مورد مطالعه قرار دادند. این نویسندگان، در مطالعه خود دو موضوع را مورد آزمون قرار داده‌اند. یکی از این دو موضوع، همبستگی شدید و غیرمعمول سیاست‌های پولی با تولید بالقوه در زمان رکود است که باعث حساسیت زیاد تابع عکس‌العمل نسبت به معیار تولید بالقوه می‌گردد. موضوع دوم، غفلت از انتظارات سیاستی است که بحران بزرگی با عنوان نرخ‌های بهره اسمی نزدیک به صفر را ایجاد می‌نماید.

فیلدینگ و شیلدز (Fielding & Shields, 2005)، با استفاده از اطلاعات تابلویی 9 ایالت آفریقای جنوبی طی دوره 1997-2005، اثرات نامتقارن قیمتی سیاست‌های پولی را بررسی نموده‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داده است که در حالت کلی تغییرات سیاست‌های پولی هدایت‌کننده تغییرات پایا و قابل توجهی در قیمت‌های نسبی بوده است. البته از نظر آماری اختلاف معنی‌دار و بزرگی بین واکنش قیمت‌ها نسبت به سیاست‌های پولی انقباضی و انبساطی در نواحی مختلف آفریقای جنوبی وجود داشته است.

حسنف و تلاتار (Hasanov & Telatar, 2006 ) در پژوهشی به بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی در مورد کشور ترکیه در بازه زمانی 2004-1990 پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه مشخص کرده است که شوک‌های پولی منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت تأثیر بزرگ‌تری برروی تولید و تأثیر کوچک‌تری برروی قیمت دارند.

سیکلوس (Siklos, 2007)، با کاربرد مدل VAR و با توجه خاص به نقش تغییرات بازار سهام در تعیین نرخ بهره، رفتار سیاست پولی آمریکا را در دهه‌های 1920 و 1930، آزمون کرده است. یافته‌های این پژوهش نشان داده است که قبل از رکود بازار سهام 1929، بانک مرکزی واکنش خاصی از خود نشان نداده است؛ اما واکنش بانک مرکزی به عملکرد بازار سهام در سال 1929، رکود بازار سهام را در این سال شتاب بخشیده است. به طور کلی، عدم انسجام در فرآیند تصمیم‌گیری فدرال رزرو، باعث تشدید رکود در این دوره شده است.

نارایدو و راپوتسوان (Naraido & Raputsoane, 2011)، در مقاله خود تحت عنوان توابع واکنش بهینه سیاست پولی در آفریقای جنوبی نشان دادند که واکنش سیاست‌گذاران پولی نسبت به انحراف تورم از تورم هدف شدید بوده است. این نویسندگان، همچنین مشخص نمودند که پاسخ بیش از حد سیاست‌گذاران پولی به نوسانات نامتقارن تولید برای کاهش انحراف تولید از مقدار بالقوه آن، سیکل تجاری رکود را تشدید نموده است.

ارلر و همکاران (Erler & et al, 2011) فرم قاعده تیلور را به قیمت دارایی‌ها در آمریکا مورد بررسی قرار داده‌اند. این نویسندگان با استفاده از داده‌های فصلی و روش GMM، متغیر دارایی‌ها را با مدل قاعده تیلور ترکیب نموده‌اند. نتایج پژوهش این نویسندگان نشان دهنده آن است که فدرال رزرو به صورت تلویحی به رونق بازار دارایی‌ها کمک کرده ولی شدتش در طول زمان متغیر بوده است.

مهروترا و سنچز (Mehrotra & Sanchez, 2011) با ترکیب دیدگاه‌های تیلور و مک کالوم به مطالعه و ارزیابی آن‌ها در ده کشور با بازارهای نوظهور پرداخته‌اند. مدل بکار گرفته شده با ابزار نرخ بهره و انحراف درآمد اسمی هدف، در توصیف سیاست‌های پولی موفق‌تر از قاعده تیلور نشان داده شد.

کنراد و آیفه (Conrad & Eife, 2012) در یک مدل کینزین‌های جدید، برای پارامتر پایداری شکاف تورم در قاعدهٔ تیلور با برآورد وزن‌هایی که بانک مرکزی به شکاف تولید و تورم

نسبت داده است، نتیجه می‌گیرند که تغییرات در پایداری شکاف تورم آمریکا طی دوره 1975-2010 به خوبی می‌تواند با تغییرات در رفتار سیاست پولی توضیح داده شود.

نوجکووی و پتروی (Nojkovi & Petrovi, 2015)، قواعد سیاست‌های پولی در هدف-گذاری تورمی کشورهای اروپایی در حال ظهور را با استفاده از روش انتخاب گسسته بررسی نموده‌اند. آن‌ها از قاعده تیلور شامل متغیر نرخ ارز استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در رومانی، صربستان و آلبانی نرخ ارز خود یک هدف است، در حالی که در چک، لهستان و مجارستان از آن به‌عنوان ابزاری برای رسیدن به هدف تورم استفاده شده و این به ویژگی‌های مختلف اقتصادی این دو مجموعه مرتبط است.

ژوآ و چن (Zhua & Chen, 2017)، عدم تقارن سیاست‌های پولی ایالات متحده را با استفاده از شواهدی از آستانه یک قاعده تیلور با مقادیر آستانه متغیر با زمان، مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی ایالات متحده در رژیم‌های متفاوت نامتقارن است و مقامات پولی تمایل به پیاده سازی یک قاعده فعال تیلور با پاسخ ضعیف به شکاف تورم و پاسخ قوی‌تر به شکاف تولید در دوره رکود اقتصادی هستند.

ختایی و سیفی پور (Khataee & Seyfi Pour, 2005)، در مطالعه‌ای به بررسی ابزار و قواعد سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق این پژوهشگران نشان داده است که سیاست‌های پولی کشور دنباله رو هزینه‌های دولت و درآمدهای نفتی کشور بوده و بانک مرکزی در اجرای سیاست‌های پولی مستقل عمل نکرده است.

نیلی و همکاران (Nilii & et al, 2007)، در کتاب تحلیل تجربی تورم، حاکمیت سیاست مالی بر سیاست پولی را به‌عنوان یکی از عوامل مخدوش کننده استقلال بانک مرکزی و بی-انضباطی در سیاست‌های پولی معرفی نموده‌اند که پایداری تورم را در ایران موجب شده و مانع از کاهش آن به سطوح قابل کنترل گردیده است. بر اساس این نوشتار، پایدار بودن سطح تقاضای کل، بزرگ بودن اندازه دولت، اتکای فراوان دولت به منابع بانکی، عدم استقلال بانک مرکزی، پائین بودن درجه اعتبار سیاست‌های پولی، وجود انتظارات تورمی گذشته‌نگر و چسبنده بودن دستمزدهای اسمی؛ مهم‌ترین علل پایداری تورم در ایران به شمار می‌روند.

درگاهی و شربت اوغلی (Dargahi & sharbat Oghli, 2010)، قاعدهٔ سیاست‌گذاری بهینهٔ بانک مرکزی را با استفاده از روش کنترل بهینه تخمین زده‌اند. نتایج این تخمین مشخص

نموده است که ضرایب برآوردی برای تورم و رشد اقتصادی هر دو مثبت بوده و با ضرایب انتظاری تناقض دارند.

نظریان، صفایی کوچک سرایی و امام‌وردی (Nazarian, Safaee Kochaksraee & Imam Verdi, 2010)، با استفاده از روش همجمعی و روش یوهانسن- یوسلیوس، الگوی سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران را طی سال‌های 1352 تا 1386 تحلیل نموده‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و نرخ ارز غیررسمی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص عکس‌العمل سیاستی و متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی و شاخص قیمتی مصرف کننده اثر منفی و معنی‌داری بر شاخص عکس‌العمل سیاست پولی داشته‌اند. نتیجه‌گیری کلی این تحقیق نیز نشان داده است که مقامات پولی در دوره مورد بحث یک سیاست تثبیتی را دنبال نموده‌اند که هدف آن حفظ ثبات قیمت‌ها و ارزش پول ملی بوده است.

شریفی رنانی (Sharifi Renani, 2011)، با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری، اثرات سیاست پولی را بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران بررسی نموده است. نتایج این مطالعه نشان داده است که افزایش حجم پول در کوتاه‌مدت به افزایش سطح تولید و در بلندمدت به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر است.

کمیجانی و توکلیان (Komeijani & Tavakolian, 2012)، به مطالعه عدم تقارن در رفتارسیاستگذاری پولی بانک مرکزی با تحلیل چگونگی تغییر حساسیت بانک مرکزی در تعیین نرخ رشد حجم پول دردوران رکود و رونق پرداخته‌اند. آن‌ها از داده‌های فصلی 1367:1 تا 1387:2 و از مدل مارکوف سوئیچنگ استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که حساسیت بانک مرکزی در دوران رکود بیشتر متوجه شکاف تولید و در دوران رونق بیشتر متوجه تورم است.

توکلیان (Tavakolian, 2012)، قاعده‌ای را در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1] برای اقتصاد ایران معرفی کرده است که بسیار شبیه به قاعدهٔ تیلور است. در این مطالعه، نرخ تورم هدف بانک مرکزی برابر با نرخ تورم وضعیت پایدار در نظر گرفته شده است.

1- Dynamic stochastic general equilibrium

نتایج این پژوهش نشان داده است که ضرایب انحراف تورم و شکاف تولید منفی هستند.

تقی نـژاد عمـران و بهمـن (Taghinezhad Omran & Bahman, 2012)، بـا اسـتفاه از دو روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و بردار همجمعی یوهانسن– جوسیلیوس، قاعده گسترش یافته تیلور را در ایران طی سال‌های 1357-1386 بررسی نموده‌اند. نتایج ایـن پـژوهش گویـای آن است که واکنش مقامات پولی نسبت به انحراف تولید با قاعده گسترش یافته تیلور سازگار بوده در حالی که این واکنش نسبت به انحراف از تورم سازگار نبوده است.

فرازمنـد، قربـان‌نـژاد و پورجـوان ((Farazmand, Qrbannzhad & Pourjvan, 2013، بـا تعریف یک تابع زیان بانک مرکزی با استفاده از متغیرهـای تـورم، انحـراف رشـد تولیـد، ضـریب جینی، انحراف رشد نقدینگی و رشد مخارج دولت با قیدهای مشخص، سعی نمود قواعد سیاسـت پولی و مالی بهینه را تعیین نماید. ایشان با محاسبه مسیرهای بهینه پولی و مالی بـا اسـتفاده از نظریـه کنترل، رفتار این متغیرها برای دوره 1390-1392 را پـیش‌بینـی نمـود. نتـایج ایـن مـدل بـر اسـاس واقعیت‌های مشاهده و اعلام شده حاکی از بهبود وضعیت متغیرهای کـلان حتـی بـا لحـاظ کـردن اصلاح قیمت حامل‌های انرژی است.

کمیجانی و همکاران (Komijani & et al, 2013)، برای یافتن قاعده‌هایی کـه در بلندمـدت سیاست پولی را با توجه به محدودیت ربا در نظام بانکداری اجرا کند، دو قاعـده مشـهور سیاسـت پولی تیلور و مک کالم را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مقاله نشان داد که با توجه به کامیابی ایـن دو قاعده در کارهای تجربی برای برخی از کشورهای درحال توسـعه، بـا درجـه‌هـایی از انعطـاف-پذیری، می‌توان از این قواعد به‌عنوان راهنمای بلندمدت سیاست پولی استفاده کرد.

عرفانی و مرادی (Erfani & Moradi, 2013)، ارتباط بین قاعدهٔ تیلور بـرای سیاسـت پـولی بانک مرکزی و پایداری شکاف تورم در یک مدل کینزین‌های جدید را بررسی کـرده‌انـد. نتـایج تحقیق آن‌ها مشخص نموده است که، شکاف تورم در هیچکدام از برنامه‌های توسعه پایدار نیسـت و رابطهٔ معناداری بین پایداری شکاف تورم و وزن‌های شکاف تورم و تولید در سیاست پولی بانک مرکزی وجود ندارد. بدین معنا که افزایش و کاهش پارامتر پایداری تحت تأثیر ساختار اقتصـادی کشور است. نبود رابطهٔ معنادار نشان دهندهٔ عدم دقت سیاست‌های پولی اتخاذ شـده توسـط بانـک مرکزی و عقیم ماندن تأثیر این سیاست‌ها است.

عرفانی و شمسیان (Erfani & Shamsiian, 2015)، کاربرد قاعده تیلور در اقتصـاد ایـران و

تأثیرپذیری سیاست‌ها از بازار مسکن، املاک و مستغلات را مطالعه نموده‌اند. نتایج تحقیق نشان داده است که بانک مرکزی هدف ثبات در رشد تولید را بر دیگر اهداف خود ترجیح داده و ارتباط سیاست‌های پولی با متغیرهای تورم و قیمت دارایی‌ها معنادار نیستند. از سوی دیگر و در مقام پیش‌بینی نیز بانک مرکزی به نوسانات تولید در یک دوره بعد واکنش مناسب نشان داده لیکن این واکنش‌ها تشدیدکننده نوسانات تولید در دو دوره بعد بوده است.

در تحقیقات مذکور، سازگاری واکنش مقامات پولی نسبت به انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف با قاعده تیلور و قاعده تعمیم تیلور بررسی شده است. در این مطالعه نیز به بررسی سازگاری یکی از معروف‌ترین قواعد پولی، یعنی قاعده تیلور پراخته خواهد شد. وجه تمایز این مطالعه با مطالعات انجام شده در داخل این است که در این پژوهش سازگاری قاعده پولی ایران در مدل‌های با هموارسازی و بدون هموارسازی رشد حجم پول بررسی خواهد شد.

## 3. مبانی نظری

### 3-1. قواعدپولی در برابر سیاست‌گذاری صلاحدیدی

قاعده سیاستی بانک مرکزی از اطلاعات به طور سازگار و قابل پیش‌بینیبرای تدوین تصمیمات سیاستی استفاده می‌کند. این قواعد نحوه پاسخ ابزارهای قابل کنترل سیاست پولی به تغییر در متغیرهای هدف‌گذاری شده را تعیین می‌کنند.

بحث سیاست‌گذاری پولی قاعده‌مند در مقابل سیاست‌های پولی صلاحدیدی از مهم‌ترین مباحث سیاست‌گذاری پولی به‌حساب می‌آید. سؤال اصلی در این بحث آن است که آیا سیاست پولی باید توسط قواعد شناخته شده و از قبل معین هدایت شود و یا به صلاحدید سیاست‌گذاران سپرده شود. برای سال‌های متمادی قاعده فریدمن (Friedman, 1959) اصلی‌ترین قاعده پولی شناخته شده بود. این قاعده بر پایه مقاله سیمونز (Simons, 1939) بنا شده و بر عدم اطمینان موجود در اثربخشی سیاست پولی تکیه دارد. به طور خلاصه فریدمن بیان می‌کند که در شرایطی که عدم اطمینان نسبت به طول دوره اثرگذاری سیاست پولی وجود دارد، مدیریت عرضه پول به صورت صلاحدیدی می‌تواند باعث افزایش نوسانات اقتصادی شود. بنابراین فریدمن قاعده رشد ثابت پولی را مطرح می‌نماید. بحث قواعد به طور اساسی توسط مقاله کیدلند و پرسکات

(Kydland and Prescott, 1977) وارد فضای جدیدی شد. آن‌ها با مطرح کردن مسئله ناسازگاری زمانی، نشان دادند که تعهد بانک مرکزی به یک قاعده از قبل معین، می‌تواند اثرات مفیدی داشته باشد که سیاست‌های صلاحدیدی از این فواید برخوردار نیستند. کیدلند و پرسکات بیان می‌کنند که اگر متغیرهای اقتصادی به انتظارات افراد نسبت به سیاست‌های آتی ارتباط داشته باشد، آنگاه تعهد داشتن به یک قاعده می‌تواند زیان بانک مرکزی را نسبت به سیاست‌های صلاحدیدی کاهش دهد. در واقع متعهد بودن بانک مرکزی به اجرای قاعده می‌تواند باعث تغییر انتظارات به صورتی شود که سطح رفاه اجتماعی افزایش یابد. نقطه ضعفی که در مباحث کیدلند و پرسکات وجود دارد آن است که آن‌ها مسئله کنترل را نادیده گرفته‌اند. آن‌ها فرض کردند که سیاستگذار دارای یک روش عملیاتی دقیق است که می‌تواند تورم را در سطح دلخواه کنترل نماید. اگر اختلالات کنترل نیز وارد مدل گردند، آنگاه الزاماً تعهد به قواعد بر سیاست‌های صلاحدیدی برتری ندارد (Khorsandi, Islamlouean & Zonour, 2011).

کانزونری (Canzoneri, 2006) جهت تحلیل مسئله کنترل، تغییراتی در مدل کیدلند و پرسکات داده و یک جزء اختلال تصادفی در معادله تقاضا برای پول قرار داد به طوری که سرعت گردش پول از یک پروسه گام تصادفی تبعیت نماید. در مدلی که او تعریف کرد تعیین-کنندگان دستمزد نمی‌توانند در زمان تصمیم‌گیری این اختلال را مشاهده نمایند، اما سیاستگذار می‌تواند در هنگام اتخاذ سیاست پولی، پیش‌بینی‌هایی از تقاضا برای پول داشته باشد. حال اگر بانک مرکزی اجازه انعطاف داشته باشد می‌تواند خود را با پیش‌بینی‌های انجام شده نسبت به تغییرات سرعت گردش پول همساز نماید و این موضوع می‌تواند به نفع جامعه تمام شود. بنابراین در چنین شرایطی وجود درجه‌ای از صلاحدید در کنار قواعد می‌تواند مفید باشد. البته از دیدگاه کانزونری این تنها در زمانی قابل دفاع است که مسئولین پولی از اطلاعات کافی نسبت به موقعیت اقتصاد برخوردار باشند. کانزونری یک سؤال انتقادی نیز در خصوص حد بهینه صلاحدید در هنگام برخورداری سیاستگذاران از اطلاعات، مطرح کرده است (Khorsandi, Islamlouean & Zonour, 2011).

آتی، آتکسون و کیهو (Athey, Atkeson and Kehoe, 2005)، با استفاده از یک مدل ساده سیاست‌گذاری پولی نظیر مدل کیدلند و پرسکات (1977) به سؤال کانزونری پاسخ داده‌اند. در این مدل از یک تابع رفاه اجتماعی شامل نوسانات تورم و بیکاری استفاده شده و اطلاعات

مسئولین پولی از شرایط اقتصاد معادل اطلاعات بخش خصوصی فرض شده است. استفاده از قواعد طراحی شده به‌عنوان راه حلی در برابر مسئله ناسازگاری زمانی، می‌تواند از افزایش تورم در بلندمدت جلوگیری کند اما عکس‌العمل مسئولین پولی را در مقابل شوک‌های وارد شده به اقتصاد و اطلاعات جدید کاهش می‌دهد. از این رو یک رابطه جانشینی بین استفاده از قواعد از قبل معین، در برابر استفاده از سیاست‌های صلاحدیدی، از دیدگاه رفاه اجتماعی ایجاد می‌شود که باید حد بهینه سیاست‌گذاری صلاحدیدی مشخص گردد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که در اقتصادهایی که مسئله ناسازگاری زمانی بسیار شدید است، بهترین درجه صلاحدید صفر بوده و در اقتصادهایی که مسئله ناسازگاری زمانی کم است، این مقدار صفر نیست اما محدود است. امروزه قواعد پولی مکرراً به وسیله محققان و تحلیل‌گران اقتصادی در دانشگاه‌ها و بانک‌های مرکزی مورد استفاده قرار می‌گیرند. اساساً هیچ کس نمی‌تواند منکر شود که قواعد سیاستی به طور بالقوه دارای اثرات تثبیت کننده در اقتصاد هستند. البته وقتی بحث عدم اطمینان مطرح می‌شود باید توجه داشت که بعضی از تغییرات و ارتباطات حالت سیستماتیک داشته و از قبل قابل پیش‌بینی هستند و می‌توانند در قاعده‌گذاری مورد توجه قرار گیرند؛ اما بعضی احتمالات قابل پیش‌بینی نیستند. در شرایطی که چنین احتمالاتی وجود دارند و باعث نوسانات بالقوه در اقتصاد می‌شوند، نمی‌توان سیاست‌های صلاحدیدی را نادیده گرفت. این توضیحات نشان می‌دهد که ایده قواعد همراه با صلاحدید، یک ایده قابل تأمل است.

تیلور (Taylor, 2000)، اشاره نموده است که بزرگ‌ترین انتقادی که بر قواعد سیاست پولی وارد شده آن است که سیاست‌گذاران پولی نمی‌توانند و یا نمی‌خواهند خود را به وسیله قواعد مکانیکی محدود نمایند (Khorsandi, Islamlouean & Zonour, 2011).

از نظر تیلور این ایراد بی مورد است؛ چرا که در هیچ یک از مطالعات انجام شده، اشاره نشده است که قواعد سیاستی باید به طور مکانیکی و غیرهوشمند به اجرا درآیند. تیلور در مقاله خود مشخصاً اظهار نموده که بیان قواعد سیاست پولی به صورت معادله ریاضی به ظاهر مکانیکی، دلیلی برای دنباله‌روی مکانیکی آن توسط بانک مرکزی نیست. در مقابل اغلب طرح‌های انجام شده در مورد قواعد سیاست پولی پیشنهاد می‌کنند که قواعد سیاست پولی به‌عنوان هدایت‌گر و یا یک چارچوب سیاستی جامع به کار برده شوند (Khorsandi, Islamlouean & Zonour, 2011).

قاعدهٔ تیلور معروف‌ترین تصریح تابع عکس العمل در ادبیات است. بر اساس این قاعده، مقام پولی نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود و از طریق تغییر در نرخ بهرهٔ اسمی، به‌عنوان نوعی ابزار سیاستی عکس‌العمل نشان می‌دهد (Komeijani & Tavakolian, 2012).

## 4. معرفی و برآورد مدل

### 4-1. معرفی مدل

در این مقاله برای برآورد تابع واکنش سیاست پولی از رگرسیون حداقل مربعات معمولی استفاده شده است.

در این تحقیق از داده‌های آماری سری زمانی 1392-1353 استفاده شده است. کلیه آمار و اطلاعات متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در تحقیق ( پایه پولی، شاخص قیمت‌ها، تولید ناخالص داخلی حقیقی) از اسناد رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی به دست آمده است. دلیل استفاده از داده‌های آماری سری زمانی 1392-1353، این است که داده‌های حجم پول منتشره ازاسناد رسمی فقط برای سال‌های 1352تا 1392 موجود است که به وسیلهٔ آن پایه پولی برای سال-های 1353تا 1392 به دست می‌آید.

دراین مطالعه به منظور برآورد تابع واکنش سیاست پولی از قاعده تیلور با دو متغیر انحراف از تولید و تورم که امروزه نقش بسیار مهمی در هدایت سیاست پولی ومدل‌سازی دارد، استفاده شده است. در دهه گذشته، قاعده معروف تیلور (Taylor, 1993) منجر به انجام تحقیقات گسترده‌ای در مورد چگونگی هدایت وجهت‌دهی سیاست‌های پولی شده است. بر طبق قاعده تیلور نرخ سود کوتاه‌مدت می‌بایست تابعی از نرخ تورم جاری (یا انتظاری) و شکاف تولید باشد. تیلور برای کشور امریکا ضریب انحراف ازتورم و شکاف تولید را به ترتیب برابر 1/5 و 0/5 معرفی می‌کند (Taylor, 1993).

قاعده تیلور (Taylor, 1993) را می‌توان به صورت زیرنوشت:

$$\gamma_t = \beta_c + \beta_\pi(\pi_t - \pi^*) + \beta_y(y_t - y^*) \quad (1)$$

که در آن $r_t$ نرخ سود کوتاه مدت، $\pi_t$ و $\pi^*$ به ترتیب نرخ تورم و نرخ تورم هدف[2] و $y_t$ تولید حقیقی و $y^*$ نیز بیانگر تولید بالقوه حقیقی است. تولیدبالقوه حقیقی اشاره به سطحی از تولید دارد که در صورت انعطاف قیمت‌ها ودستمزدها حاصل می‌شود. لازم بذکر است که تیلور از میانگین تورم در چهار دوره قبل به‌عنوان معیاری از تورم هدف استفاده کرده است؛ اما مطالعات بعدی بنا به مقتضیات، هرکدام این بخش را به مقدار نیاز تعدیل کرده‌اند. عبارت داخل پرانتز دوم در سمت راست معادله فوق بیانگر شکاف تولید (یا همان نسبت انحراف ازتولیدبالقوه) است که برای محاسبه آن معمولاً از روش‌های محاسبه جزء سیکلی یک متغیر استفاده می‌شود (هودریک – پرسکات).

پس از تصویب قانون عملیات بانکی بدون ربا، عملاً اوراق قرضه به دلیل ماهیت ربوی نمی‌توانستند به‌عنوان وسیله‌ای برای تغییر حجم پول در گردش استفاده شوند. این امر سبب شد که بانک مرکزی ایران از ابزار دیگری غیر از نرخ بهره برای برقراری ارتباط با اقتصاد استفاده کند. مطالعات دانشگاهی و آکادمیک انجام شده در ایران، معمولاً از تعاریف مختلف حجم پول و یا نرخ رشد آن‌ها به‌عنوان متغیر کنترل و هدف میانی سیاست پولی استفاده کرده‌اند. به‌عنوان مثال می‌توان به مطالعات قطمیری وشرزه‌ای (Ghamtiri & Sharzaei, 1996)، درگاهی وآتشک (Dargahi & Atashak, 2002)، ختایی وسیفی‌پور (Khataee & Seyfi Pour, 2005) و اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی ایران (1385)؛ اشاره کرد. همچنین بانک مرکزی ایران نیز کل‌های پولی را به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی اعلام می‌کند. بنابراین به نظر می‌رسد که در ایران یک اتفاق نظر بین مطالعات دانشگاهی ومسئولین اجرایی بانک مرکزی وجود داشته و همگی کل‌های پولی را به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی پذیرفته‌اند (Khorsandi, Islamlouean & Zonour, 2011). بر این اساس در این مطالعه به جای متغیر نرخ بهره از نرخ رشد پایه پولی استفاده شده است. از طرفی تیلور معتقد است که سیاستگذاران می‌توانند قواعد سیاستی را با ابزار مجموعه‌های پولی انجام دهند؛ بنابراین فرم معادله فوق به شکل زیر قابل بازنویسی است:

---

2- Target Iinflation

$$BM = \beta_0 + \beta_1\left(\dot{P}_t - \overset{*}{P}t\right) + \beta_2\left(RGDP_t - PGDP_t\right) + \varepsilon_t \qquad (2)$$

در رابطه فوق $BM$ پایه پولی، $\dot{P}_t - \overset{*}{P}t$ انحراف نرخ تورم دوره t از نرخ تورم هدف، همچنین $RGDP_t - PGDP_t$ انحراف تولید واقعی از تولید بالقوه است $\beta_2$ نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی در پاسخ به انحراف نرخ تورم از نرخ هدف است. $\beta_3$ نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی در پاسخ به انحراف تولید واقعی از سطح تولید بالقوه می‌باشد. در معادله (2)، برخلاف قاعده تیلور، علامت $\beta_2$ و $\beta_3$ به‌عنوان ضرایب تابع واکنش بایستی منفی باشند چون از نرخ رشد پایه پولی به‌عنوان متغیر سیاستی استفاده شده است. منفی بودن ضرایب آن‌ها بدین معنی است که بانک مرکزی در صورت افزایش شکاف تولید و همچنین در صورت افزایش انحراف تورم از تورم هدف، بایستی با کاهش حجم پول از خود واکنش نشان دهد. عبارت $\varepsilon_t$ جمله اخلال است.

شکاف تولید ناخالص داخلی از تفاضل تولید ناخالص داخلی وتولید بالقوه محاسبه می‌شود. برای محاسبه این متغیر، ابتدا بایستی تولید بالقوه محاسبه شود. تولید بالقوه از دیدگاه عرضه حداکثر تولیدی است که اقتصاد بدون تورم قادر به تولید آن است. آمار تولید ناخالص داخلی حقیقی از داده‌های منتشره توسط بانک مرکزی در خصوص تولید ناخالص داخلی حقیقی براساس سال پایه 1383 اقتباس شده است. در ادبیات اقتصادی تولید بالقوه جزء بلندمدت و شکاف تولید جزء موقتی تولیداست که نوسانات موقتی وزودگذر تولید را نشان می‌دهد. روش محاسبه تولید بالقوه از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است. از این رو، دقت در تعیین ومحاسبه تولید بالقوه برای سیاست‌های پولی بسیار مهم است. اگر تولید بالقوه اشتباه محاسبه شود، سیاست پولی چرخه تجاری را نیز اشتباه پیش‌بینی و ارزیابی می کند. بدیهی است از بهبود روش‌های محاسبه تولید بالقوه منافع زیادی حاصل می‌شود (Azizi, 2000).

روش‌های مختلفی برای محاسبه تولید بالقوه وجود دارد که بعضاً مشکل وپیچیده می‌باشند. مطالعات وتحقیقات تجربی ارقام متفاوتی را نشان می‌دهد که به تناسب مفروضات استفاده شده در برآورد تولید بالقوه محاسبه شده‌اند. علت این امر غیر قابل مشاهده بودن مقادیر تولید است. با این حال تکیه گسترده بر تولید بالقوه به‌عنوان وسیله‌ای برای ارزیابی فعالیت‌های اقتصای منجر به گسترش شیوه‌های برآورد شده است.

از زمان انتشار مقاله نلسون و پلوسر (Nelson & Plosser, 1989) مبنی بر آنکه مشخصه‌های مهم سری‌های تولید این است که آن‌ها سری‌های ناایستا[3] هستند، اندازه‌گیری جزء دائمی تولید از نظر تکنیکی وارد عرصه جدیدی شده است. وجود جزء دائمی تصادفی به معنای آن است که تولید بالقوه نمی‌تواند به‌عنوان یک روند معین[4] در نظر گرفته شود. در چنین شرایطی که تولید بالقوه معین نخواهد بود و به شکل تصادفی[5] برآورد می‌شود، در صورتی که صرفاً از تولید ناخالص داخلی استفاده شود، چرخه‌های جعلی ایجاد می‌شود. هاروی و جائگر (Harvey and Jaeger)، بر جعلی بودن چرخه‌های اقتصادی به روش سنتی تأکید می‌کنند. در این شرایط شکاف تولید به طور صحیح برآورد نمی‌شود. مطابق تحقیقات باکستر و کینگ روش‌های فیلترینگ چرخه‌های جعلی تولید نمی‌کنند.

**4-1-1. روش فیلترینگ**

تفکیک بین تغییرات موقت ودائمی در یک سری زمانی می‌تواند با استفاده از روش فیلترینگ انجام شود. ازجمله روش‌های فیلترینگ، روش‌های هودریک - پرسکات ( Hodrick & Prescott, 1997) و باکستروکینگ (Baxter & King, 1995) هستند که از شهرت بیشتری نسبت به سایر روش‌ها برخوردار هستند (Azizi, 2000).

**4-1-1-1. روش فیلتر هودریک- پرسکات**

فیلتر هودریک – پرسکات بر یک معادله مبتنی است که در سال 1989 توسط هودریک و پرسکات معرفی شد. این روش از شهرت بیشتری نسبت به دیگر روش‌های فیلترینگ برخوردار می‌باشد. منطق استفاده از این روش آن است که می‌توان تکانه مشاهده شده را به اجزاء دائمی (عرضه) و موقتی (تقاضا) تفکیک نمود. برای فیلتر یک متغیر تنها تفاوت مشخص بین تکانه عرضه و تقاضا، دائمی و موقتی بودن اثرات آن می‌باشد. تکانه عرضه بر متغیر واقعی مورد استفاده اثرات دائمی ولی تکانه تقاضا صرفاً اثرات موقتی دارد. فیلتر هودریک- پرسکات، با حداقل کردن

3- Non - Stationary.
4- Deterministic.
5- Stochastic.

مجموع مجذور انحراف متغیر Y از روند آن $Y_t^{tr}$ به دست می‌آید در واقع مقادیر روند مذکور، مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند:

$$\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t - Y_t^{tr}\right)^2 + \lambda\sum_{t=2}^{T}\left(Y_{t+1}^{tr} - Y_t^{tr}\right)^2 \qquad (3)$$

در رابطه فوق T تعداد مشاهدات و پارامتر $\lambda$ عامل موزون کننده است که میزان هموار بودن[6] روند را تعیین می‌کند. در داده‌های سالانه $\lambda$=100 و برای داده‌های فصلی $\lambda$=1600 در نظر گرفته می‌شود. (Emad Zadeh, Samadi & Hafizi, 2002).

**4-1-1-2. روش فیلتر باکستر و کینگ**

این فیلتر یک تبدیل خطی از داده‌ها است که بدین وسیله سعی می‌شود، انتگرال خطای انتخاب تقریب $\hat{B}^{p,p}$ با توجه به قیدقید 0) $\hat{B}^{p,p}$ حداقل شود.

$$\text{Min } \hat{B}_j^P \left(\int_{-\pi}^{\pi}\left|\hat{B}^{P,P}\left(e^{-iw}\right) - \mathrm{B}(\mathrm{e}^{-iw})\right|^2 dw\right) \qquad (4)$$

که در آن

$\mathrm{B}(\mathrm{e}^{-iw}) = 1 \;\; if \; w \in (a,b) \cup (-b,-a)$

$\mathrm{B}(\mathrm{e}^{-iw}) = 0$ در غیر اینصورت

و $\{(a,b) \cup (-b,-a)\}$ متعلق به فاصله تغییر روند ($\pi$ و $-\pi$) است همچنین i نیز بیانگر واحد اعداد موهومی می‌باشد.

برای متغیر نرخ تورم از شاخص قیمت مصرف کننده بهره گرفته شده است. انحراف تورم از دو روش محاسبه شده است. در روش اول برای محاسبه تورم هدف یک متغیر ثابت در طول زمان را در نظر گرفته می‌شود. در این پژوهش، میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد بررسی به‌عنوان متغیر ثابت لحاظ شده است. میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد بررسی برابر 19 درصد است. در روش دوم از داده‌های تورم هدف برنامه‌های مختلف توسعه استفاده شده است. چون برنامه‌های توسعه از سال 1368 شروع شده است، برای سال‌های قبل از آن از بالاترین نرخ تورم تک رقمی یعنی 9 درصد لحاظ شده است. همان طور که قبلاً نیز اشاره شد، با توجه به اینکه در ایران سیستم

6- Smothness

بانکداری بدون ربا مرسوم است و از متغیر نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاست‌گذاری استفاده نمی‌شود، به جای متغیر نرخ بهره از متغیر پایه پولی استفاده می‌شود.

**4-1-2. آزمون خودهمبستگی اچ - دوربین**

یکی از آزمون‌های مورد استفاده برای تشخیص وجود یا عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول بین جملات اختلال، آزمون دوربین – واتسون است. البته در مواردی که متغیر وابسته باوقفه به‌عنوان متغیر توضیحی در مدل وجود داشته باشد، آزمون دوربین – واتسون برای آزمون خودهمبستگی بین جملات اختلال مناسب نیست. در این حالت آماره دوربین - واتسون به طور ناسازگار با استفاده از پسماندهای OLS خود همبسته تخمین زده می‌شود و در نتیجه آماره دوربین - واتسون بسیار گمراه کننده خواهد بود. در این گونه موارد از آماره اچ – دوربین برای تشخیص وجود یا عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول بین جملات اختلال استفاده می‌شود. آماره اچ – دوربین بر اساس روابط زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\rho}= 1-0/5DW \qquad h=\hat{\rho}\sqrt{\frac{n}{1-nvar(\hat{\beta})}}$$

آماره اچ - دوربین دارای توزیع z است. در صورتی که آماره اچ – دوربین در فاصله $-z_{\frac{\alpha}{2}} < h < z_{\frac{\alpha}{2}}$ قرار گیرد، فرض $H_0$ یعنی عدم خود همبستگی رد نمی‌شود.

**4-1-3. آزمون ایستایی (ریشه واحد)**

استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فرض ایستایی متغیرهای سری زمانی موجود در مدل می‌باشد. اغلب متغیرهای اقتصاد کلان، دارای یک روند تصادفی یا به عبارتی ریشهٔ واحد هستند که با یک یا چند بار تفاضل‌گیری، روند مذکور حذف می‌شود. وجود چنین روندی، تخمین و استنباط‌های آماری به روش‌های اقتصادسنجی سنتی را غیرمعتبر می‌سازد و رگرسیون کاذب ایجاد می‌شود (Noferesti, 2003). از این رو قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی لازم است نسبت به ایستایی یا ناایستایی آن اطمینان حاصل کرد. برای دستیابی به ایستایی یا ناایستایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، فلیپس پرون (PP) وآزمون کیت کاسکی، شین، پرون و اسکمیدت (KPSS) استفاده شده است. قابل ذکر است که با توجه به انتقادات پرون از روش دیکی- فولر در زمانی که شکست

ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون، درصورت مصداق داشتن شکست ساختاری، ضروری است.

**جدول 1- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در سطح متغیرها**

| نام متغیر | مقدار محاسبه شده | مقادیر بحرانی | | | نتیجه پایایی |
|---|---|---|---|---|---|
| | | در سطح 1% | در سطح 5% | در سطح 10% | |
| پایه پولی | 4/7816 | 4/2845 | 3/5628 | 3/2151 | پایا |
| شکاف تولید با فیلتر باکستر–کینگ | 3/3396 | 4/3743 | 3/6032 | 2/2380 | پایا |
| انحراف تورم تحت سناریو اول | 4/0877 | 4/2191 | 3/5330 | 3/1983 | پایا |
| انحراف تورم تحت سناریو دوم | 3/9793 | 4/2191 | 3/5330 | 3/1983 | پایا |

مأخذ: محاسبات پژوهش

**جدول2- نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون در سطح متغیرها**

| نام متغیر | مقدار محاسبه شده | مقادیر بحرانی | | | نتیجه پایایی |
|---|---|---|---|---|---|
| | | در سطح 1% | در سطح 5% | در سطح 10% | |
| پایه پولی | 32/5318 | 21/6240 | 1/9493 | 1/6117 | پایا |
| شکاف تولید با فیلتر باکستر–کینگ | 2/4179 | 2/6369 | 1/9513 | 1/6107 | پایا |
| انحراف تورم تحت سناریو اول | 3/1160 | 2/6256 | 1/9496 | 1/6115 | پایا |
| انحراف تورم تحت سناریو دوم | 1/9087 | 2/6256 | 1/9496 | 1/6115 | پایا |

مأخذ: محاسبات پژوهش

**جدول3- نتایج آزمون ریشه واحد KPSS در سطح متغیرها**

| نام متغیر | مقدار محاسبه شده | مقادیر بحرانی | | | نتیجه پایایی |
|---|---|---|---|---|---|
| | | در سطح 1% | در سطح 5% | در سطح 10% | |
| پایه پولی | 0/1830 | 0/2160 | 0/1460 | 0/1190 | پایا |
| شکاف تولید با فیلتر باکستر–کینگ | 0/2039 | 0/2160 | 0/1460 | 0/1190 | پایا |
| انحراف تورم تحت سناریو اول | 0/0995 | 0/2160 | 0/1460 | 0/1190 | پایا |
| انحراف تورم تحت سناریو دوم | 0/0965 | 0/2160 | 0/1460 | 0/1190 | پایا |

مأخذ: محاسبات پژوهش

از آنجایی که در در تمام متغیرها آماره آزمون محاسباتی دیکی فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی آن بزرگتر است، پس بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته تمامی این متغیرها ایستا هستند. بر اساس آزمون ایستایی کیت کاسکی، شین، پرون واسکمیدت نیز آماره آزمون محاسباتی

از کمیت بحرانی کمتر است. لذا بر اساس این آزمون نیز همه متغیرهای مدل پایا هستند.

**2-4. تصریح و برآورد مدل**

دراین قسمت 2 مدل تصریح می‌شود. مدل اول مربوط به قاعده تیلور با تورم هدف بر اساس سناریوی اول تعیین و معادل میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد بررسی یعنی 16 درصد در نظرگرفته می‌شود که در آن پایه پولی با وقفه به‌عنوان متغیر مستقل در مدل وجود دارد. استفاده از نرخ رشد پایه پولی با وقفه برای هموارسازی نرخ رشد پایه پولی است و گویای آن است که بانک مرکزی در تنظیم عرضهٔ پول در دوره جاری تا چه حد به میزان عرضه پول در دوره گذشته وابسته است. مدل دوم مربوط به قاعده تیلور است که تورم هدف بر اساس سناریوی دوم تعیین و معادل داده‌های تورم هدف در برنامه‌های مختلف توسعه در نظرگرفته می‌شود. این مدل با هموارسازی پایه پولی است که در آن پایه پولی با وقفه به‌عنوان متغیر مستقل در مدل وجود دارد. مدل‌های تصریح شده و برآورد شده با استفاده از متغیر شکاف تولید به دست آمده به وسیله فیلتر باکستر و کینگ در ذیل منعکس شده‌اند.

مدل اول: تصریح مدل حالت تعمیم یافته قاعده تیلور تحت سناریو اول تورم هدف (با هموارسازی پایه پولی)

BM = C(1) + C(2)* BM (-1) + C(3)*GDPGAP + C(4)*INFGAP

BM = - 53608/65+ 1/0755*GM(-1) + 0/0567*GDPGAP + 556/5235*INFGAP

t (-2/5629) (20/2703) (2/7248) (1/2958)

Prob (0/0156) (0/000) (0/0106) (0/2049)

R-squared= 0/9882 Adjusted R-squared= 0/9871

Durbin-Watson = 1/8326 H- Durbin=0/5130

از آن جایی که H- Durbin در فاصله 1/96>0/5130>1/96- قرار گرفته است، می‌توان نتیجه گرفت که در سطح معنی‌داری 5 درصد بین اجزاء اختلال خودهمبستگی وجود ندارد.

نتایج آزمون LM مربوط به خودهمبستگی بین جملات خطا نیز به صورت زیر است:

LM Test: Prob. F(2 و 28)= 0/5362

مقدار P-value مربوط به آمارهF در آزمون LM معادل 0/0587 است که بیشتر از 0/05 می-

باشد. در نتیجه طبق این آزمون نیز فرضیه صفر دال بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا را نمی‌توان رد نمود.

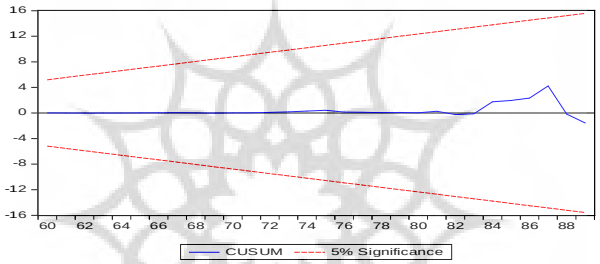
نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) مربوط به جملات پسماند مدل اول قید شده در جدول 5 نشان دهنده پایایی جملات اختلال است.

**جدول5- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در سطح**

| نام متغیر | مقدار محاسبه شده | مقادیر بحرانی | | | نتیجه پایایی |
|---|---|---|---|---|---|
| | | در سطح 1% | در سطح 5% | در سطح 10% | |
| پسماند | -3/3563 | -3/6701 | -2/9639 | -2/6210 | پایا |

مأخذ: محاسبات پژوهش

نمودار آزمون پسماند تجمعی در شکل 1 نشان داده شده‌اند. نمودار مجذور پسماند تجمعی نشان دهنده ثبات ساختاری است و بیانگر آن است که انحراف از پایداری ضرایب وجود ندارد.




**شکل 1- نمودار آزمون CUSUM در مدل اول**

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از تخمین مدل اول نشان می‌دهد که ضریب شکاف تولید و متغیر هموارسازی پایه پولی با استفاده از رگرسیون معمولی معنادار هستند. لذا واکنش بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید طبق قاعده تیلور است. ولی ضریب شکاف تورم معنی دار نیست و همچنین علامت ضریب شکاف تورم مثبت و خلاف انتظار است. این موضوع گویای آن است که بانک مرکزی حتی در مواقع انحراف شدید تورم از تورم هدف به جای کاهش حجم پول در راستای کنترل تورم، نرخ رشد حجم پول را به طور صلاحدیدی و جهت مقاصد دیگری مانند جبران کسر بودجه دولت،

افزایش داده است.

از آنجایی که تصور می‌شد در صورت استفاده از سایر روش‌های فیلترینگ مانند فیلتر هودریک- پرسکات، ممکن است نتایج مدل برآود شده بهتر گردند، از روش فیلتر هودریک- پرسکات برای شکاف تولید به جای فیلتر باکستر و کینگ نیز استفاده شد، ولی نتایج مدل‌ها بهتر نشد و بعضی از پارامترهای برآورد شده در مدل‌هایی که با استفاده از متغیر شکاف تولید به دست آمده بوسیله فیلتر هودریک - پرسکات برآورد شدند، از نظر علامت یا از نظر آماری معنادار نبودند. به همین دلیل و جهت جلوگیری از طولانی‌تر شدن مقاله، نتایج مدل‌های برآورد شده با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات برای شکاف تولید، در متن مقاله منعکس نشد و در قسمت پیوست آورده شد.

مدل دوم: تصریح مدل حالت تعمیم یافته قاعده تیلور تحت سناریو دوم تورم هدف (با هموارسازی نرخ رشد پایه پولی)

BM = C(1) + C(2)* BM (-1) + C(3)*GDPGAP + C(4)*INFGAPT

BM = -65257/50+ 1/0692BM (-1) + 0/0617GDPGAP + 786/9930INFGAPT

t (-3/0563) (20/8610) (3/0306) (1/9539)

Prob (0/0047) (0/000) (0/0050) (0/0601)

R-Squared= 0/9890 Adjusted R-Squared= 0/9879

Durbin-Watson = 1/8812 H- Durbin= 0/3627

به دلیل آن که H- Durbin در فاصله 1/96>0/3627>1/96- قرار گرفته است، پس در سطح معنی‌داری 5 درصد عدم وجود خودهمبستگی بین اجزاء اختلال را نمی‌توان رد نمود. نتایج آزمون LM مربوط به خودهمبستگی بین جملات خطا نیز که در زیر آمده است، نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا می‌باشد.

LM Test: Prob. F(2 و28)= 0/5362

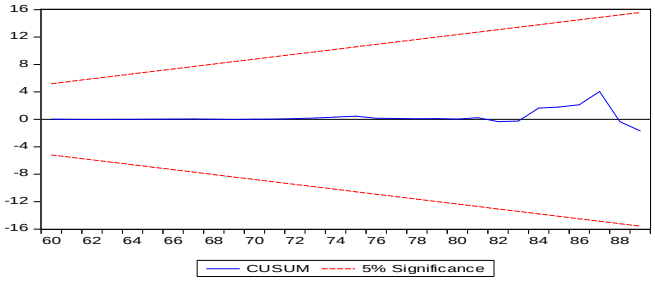
نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) مربوط به جملات پسماند مدل دوم قید شده در جدول 6 نشان دهنده پایایی جملات اختلال است.

**جدول6- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در سطح**

| نام متغیر | مقدار محاسبه شده | مقادیر بحرانی | | | نتیجه پایایی |
|---|---|---|---|---|---|
| | | در سطح 1% | در سطح 5% | در سطح 10% | |
| پسماند | -3/3563 | -3/6701 | -2/9639 | -2/6210 | پایا |

مأخذ: محاسبات پژوهش

نمودار 2 نشان دهنده آزمون ثبات پارامترهای مدل است:




**شکل 2- نمودار آزمون CUSUM در مدل دوم**

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نمودار پسماندتجمعی در شکل 2 ضرائب برآورد شده ثبات ساختاری دارند.

نتایج حاصل از تخمین فوق نشان می‌دهدکه ضرایب متغیر هموارسازی پایه پولی و شکاف تولید معنی‌دار هستند؛ به عبارت دیگر، واکنش بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید طبق قاعده تیلور است. ولی ضریب شکاف تورم، معنادار نیست. علامت ضریب شکاف تورم مثبت و خلاف انتظار است. شاید مثبت و خلاف انتظار بودن ضریب شکاف تورم، ناشی از واکنش صلاحدیدی و غیر قاعده‌مند بانک مرکزی نسبت به انحراف تورم از تورم هدف بوده است. به این معنی که بانک مرکزی حتی در مواقعی که انحراف تورم از تورم هدف زیاد بوده است، بنابه صلاحدید و جهت تأمین کسری بودحه دولت یا بهبود متغیرهای هدف دیگری از قبیل اشتغال و تولید ملی به جای کاهش نرخ رشد حجم پول جهت کنترل تورم، اقدام به افزایش نرخ رشد حجم پول جهت افزایش اشتغال و تولید ملی یا تأمین کسری بودحه دولت، نموده است. به دیگر سخن، همان طور که در مورد مدل اول نیز مطرح شد، به نظر می‌رسد که نتایج این مدل‌ها بیانگر آن است که رفتار و سیاست‌گذاری بانک مرکزی ایران نسبت به متغیر شکاف تولید بر اساس قاعده تیلور قابل توضیح

است ولی واکنش بانک مرکزی ایران نسبت به متغیر شکاف تورم بر اساس قاعده تیلور قابل توضیح نیست؛ یعنی فرضیه اول این تحقیق دال بر انطباق توابع واکنش بانک مرکزی با قاعده تیلور در خصوص متغیر شکاف تولید را نمی‌توان رد نمود ولی فرضیه دوم این تحقیق، دال بر انطباق توابع واکنش بانک مرکزی با قاعده تیلور در خصوص متغیر شکاف تورم، رد می‌گردد.

## 5. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج تخمین مدل‌ها با هموارسازی پایه پولی، نشان داد که واکنش متغیر سیاستی پایه پولی، در پاسخ به انحراف تولید قاعده‌مند ولی در پاسخ به انحراف تورم دارای علامتی خلاف انتظار است. خلاف انتظار بودن واکنش بانک مرکزی بیشتر ناشی از واکنش صلاحدیدی و غیر قاعده‌مند بانک مرکزی نسبت به انحراف تورم از تورم هدف است. به این معنی که بانک مرکزی حتی در مواقعی که انحراف تورم از تورم هدف زیاد بوده، بنا به صلاحدید و جهت بهبود متغیرهای هدف دیگری از قبیل اشتغال و تولید ملی یا تأمین کسر بودجه دولت به جای کاهش حجم پول جهت کنترل تورم، اقدام به افزایش حجم پول جهت افزایش اشتغال و تولید ملی نموده است؛ به عبارت دیگر، در مواقعی که انحراف تورم از تورم هدف زیاد بوده است، بانک مرکزی پول به جامعه تزریق کرده و موجب استمرار و تشدید تورم گردیده است. یافته‌های این پژوهش به طور کلی گویای این مطلب است که رفتار بانک مرکزی طی سال‌های مورد مطالعه در پاسخ به انحراف تولید سیستماتیک و بر اساس قاعده بوده ولی واکنش بانک مرکزی نسبت به انحراف تورم از تورم هدف قاعده‌مند نبوده و بیشتر بر اساس صلاحدید بوده است. عدم تعیین سیاست‌های پولی بر اساس صلاحدید و قاعده‌مند نبودن آن‌ها، بعضاً باعث تشدید تورم شده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود به منظور کاهش زیان‌های اجتماعی ناشی از تشدید تورم ازجمله تبعیض طبقاتی و به منظور ایجاد بستر و فضای مناسب جهت رشد اقتصادی کشور، تابع واکنش بانک مرکزی نسبت به انحراف تورم از تورم هدف، بر اساس قواعد پولی ازجمله قاعده پولی تیلور تعریف شود. از آن جایی که فقدان استقلال بانک مرکزی باعث سوق داده شدن آن به سمت رفتار صلاحدیدی می‌شود، لذا برای ایجاد یک رفتار قاعده‌مند در سیاست‌های بانک مرکزی، توصیه می‌شود میزان وابستگی بانک مرکزی به دولت کم شود.

**References**

[1] Azizi, F. (2000). Estimation of potential production methods and its Experimental tests in Iran (1967-1999). Journal of Planning and Budgeting, 8 (4), 39-69. [In Persian]

[2] Ball, L., &Croushore,D. (2003) .Expectations and the effects of Monetary Policy .Journal of Money, Credit and Banking, 35(4), 437-484.

[3] Baxter, M., King, R.G. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. Rev. Econ. Statistics, 81,575–593.

[4]Brown, R., Durbin, J., & Evans, J.M. (1975). Techniques for testing the constancy ofregression relationships over time. Journal of the Royal Statistical Society, 37, 149–163.

[5] Conrad, C., & Eife, T. A. (2012). Explaining inflation-gap persistence by a time varying Taylor Rule. Journal of Macroeconomics, 34 و419 - 428.

[6] Dargahi. H.and sharbat Oghli. R. ( 2010). Determining the monetary policy rule in conditions of stable inflation in Iran using optimal control. Economic Research, (93), 1-27. [In Persian]

[7] Dolado, J. J., Maria-Dolores, R., & Ruge-Murcia, F. J. (2002).Nonlinear Monetary Policy Rules: some New Evidence for the US. Economics series, 10, 2-29.

[8] Emad Zadeh, M, Samadi, S. And Hafiz, b. (2002). Monetary and non-monetary factors influencing inflation in Iran 1959-2003. Humanities and Social Sciences, 5 (19), 33-52. [In Persian]

[9] Erfani, A, Moradi,S. (2013). stability relationship Inflation gap and central bank monetary policy The first programs to the Fourth Economic, Social and Cultural Rights Islamic Republic of Iran. Journal of Economic Modeling, 4, 117-133. [In Persian]

[10] Erfani, A, Shamsiian,a. (2015). Using the Taylor rule and influence policy in Iran
Of the housing market, real state. Journal of Knowledge Investment, 18, 197-210. [In Persian]

[11] Erler, and et al. (2011) .The Fed’s TRAP: A Taylor Type Rule with Asset Prices .journal of Economic Finance, 2013, 37, 136-149.

[12] Farazmand, H, Qrbannzhad, M and Pourjvan, A. (2013). Determine the optimal monetary and fiscal policy rules in Iran's economy. Journal of Research and Economic Policy, 67, 69-88. [In Persian]

[13] Fielding, D., & Shields, K. (2005). Asymmetries in the effects of monetary policy: the case of South Africa. Economics Discussion Papers Series No. 509, University of Otago. Retrieved from http://hdl.handle.net/10523/1107.

[14] Hasanov, M., & Telatar, E. (2006). The Asymmetric Effect of Monetary Shocks: The Case of Turkey, Applied Economics, 38(18), 2199-2208.

[15] Hodrick, R. J. &Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. BusinessCycles: AnEmpirical Investigation. Journal of Money, Credit and Banking, 29(1), 1-16.
[16] Khataee. M. And Seyfi Pour. R. ( 2005). Tools and Rules for Monetary Policy in Iran: A Case Study on the Third Economic and Social Development phan. Journal of Economic Research, (73), 233-267. [In Persian]
[17] Khorsandi. M., Islamlouean. K. and Zonour. S. ( 2011). Optimal monetary policy rule, given the stability of inflation: the case of Iran. Journal of Economic Research of Iran, 17 (51), 43-70. [In Persian]
[18] Komeijani. A. and Tavakolian. H. ( 2012). Analysis and test the asymmetry in monetary policy making behavior of Central Bank. Journal of Economic Modeling Research, (6), 19-42. [In Persian]
[19]Komijani,A and et al (2013). optimal monetary policy rule in interest-free banking environment, Journal of Islamic Economics, No. 50, 31-56. [In Persian]
[20] Kuttner, K. N., Posen, A.S. (2004). The difficulty of discerning what's too tight: Taylor rules and Japanese monetary policy. The North American journal of economics and finance, 15(1), 53-74.
[21] Mehrotra, Aron and R. Sanchez, fang (2011) Assessing Mccallum and Taylor Rules in a cross section of emerging market economies. journal of international financial markets, institutions and money, 3, 207-228.
[22] Naraidoo,R., & Raputsoane, L. (2011). Optimal monetary policy reaction function in a model with target zones and asymmetric preferences for South Africa. Economic Modelling,28(1), 251–258.
[23] Nazarian. R., Safaee Kochaksraee. A. and Imam Verdi. Q. ( 2010). Analyzing of behavior or the pattern of monetary policy making in (1973-2007). Quarterly Journal of money and economy, (6), 1-25. [In Persian]
[24] Nilii and et al. (2007). The empirical analysis of inflation and monetary policy making rule in Iran. Tehran, Islamic Republic of Iran's central bank. [In Persian]
[25] Noferesti, M. (2003). Unit root and cointegration in econometrics. Tehran: Rasa Publications. [In Persian]
[26] Nojkovi, A, Petrovi, P. (2015). Monetary policy rule in inflation targeting emerging European countries: A discrete choice approach. Journal of Policy Modeling, 37, 577–595.
[27] Sharifi Renani. H. ( 2011). Effects of monetary policy on output and the general price level in Iran using a structural vector error correction approach (SVEC). Economic Policymaking, 2 (3),45-68. [In Persian]
[28] Siklos, P. L. (2007). The Fed's reaction to the stock market during the great depression: Fact or artefact?. Explorations in Economic History, 45 (2008), 164–184.
[29] Taghinezhad Omran, V. and Bahman, M. (2012). Augmented Taylor rule Taylor's rule: case study of Iran, 1357-1386. Journal of Economic Modeling Research, ( 9,) 1-19. [In Persian]
[30] Tashkini, A. (2006). Applied Econometrics by Microfit, Dibagaran Cultural and Artistic Institute, Tehran, Iran [In Persian]
[31] Tavakolian. H. (2012). Evaluation of the New Keynesian Phillips curve in the

context of a dynamic stochastic general equilibrium model for Iran. Journal of Economic Research, 47(3), 1-22. [In Persian]
[32] Taylor, J, B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. Carnegie Rochester Conference_Series on Public Policy, 39 (December 1993), 195-214.
[33] The Central Bank of the Islamic Republic of Iran. Statistics of price index, various years. [In Persian]
[34] The Central Bank of the Islamic Republic of Iran. National Accounts of Iran, Economic accounts Office, various years. [In Persian]
[35] Zhua, Y, Chen, H. (2017). The asymmetry of U.S. monetary policy: Evidence from a threshold Taylor rule with time-varying threshold values. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 473, 522–535.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

**پیوست: نتایج مدل برآورد شده با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات برای شکاف تولید**

مدل اول: تصریح مدل حالت تعمیم یافته قاعده تیلور تحت سناریو اول تورم هدف (با هموارسازی پایه پولی)

BM = C(1) + C(2)* BM (-1) + C(3)*GDPGAP + C(4)*INFGAP

BM = 2309/63+ 1/200* BM (-1) 0/0165 -*GDPGAP + 618/757*INFGAP

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| t | (0/512) | (72/010) | (-0/3455) | (1/3078) |
| Prob | (0/6118) | (0/000) | (0/7317) | (0/1992) |

R-squared= 0/9933 Adjusted R-squared= 0/9928

مدل دوم: تصریح مدل حالت تعمیم یافته قاعده تیلور تحت سناریو دوم تورم هدف (با هموارسازی نرخ رشد پایه پولی)

BM = C(1) + C(2)* BM (-1) + C(3)*GDPGAP + C(4)*INFGAPT

BM = -3385/86+ 1/201BM (-1) 0/0191 -GDPGAP + 692/95INFGAPT

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| t | (-0/5987) | (73/343) | (-0/405) | (1/543) |
| Prob | (0/5531) | (0/000) | (0/6876) | (0/1313) |

R-Squared= 0/9934 Adjusted R-Squared= 0/9923

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی